

Regresní analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998

Vladimír TOMŠÍK*

Funkce zahraničního obchodu (exportní a importní funkce)¹ jsou standardně vysvětlovány v závislosti na vysvětlujících proměnných domácího a zahraničního důchodu, domácích a zahraničních cen, exportních a importních cen a kurzových změn. Tradiční přístup k analýze funkcí zahraničního obchodu definuje exportní a importní funkci následujícím způsobem:

$$\begin{aligned} IMP &= f(P_{dom}/P_{import}, Y) \\ EXP &= f(P_{zahr} \cdot ER/P_{export}, Y_{zahr}) \end{aligned} \quad (1)$$

Keynesiánský přístup vyrovnaní platební bilance používá jako hlavní vysvětlující veličiny vývoje importu a exportu (či přímo salda obchodní, resp. výkonové bilance) proměnnou kupní síla (nejčastěji je tato proměnná zastoupena hrubým domácím produktem) a proměnnou vyjadřující cenovou konkurenceschopnost zboží – u analýzy importu je cenová konkurenceschopnost vyjádřena poměrem domácího cenového indexu a indexu importních cen, u analýzy exportu pak reálným efektivním kurzem nebo nominálním měnovým kurzem a poměrem indexu zahraničních cen a indexu exportních cen. Standardně se u všech analýz importu a exportu předpokládá, že domácí a zahraniční výrobky jsou substituty a v obou případech se jedná o normální statky.

Stav celkové platební bilance (vyjádřen změnou devizových rezerv ΔR) je v keynesiánských modelech dán rovnicí:

$$BP \equiv \Delta R = [Ex_0 - Im_0 - im \cdot Y + \phi_1(ER \cdot P_F/P)] + \phi_2(IR - IR_F) \quad (2)$$

* NEWTON Holding a. s.; katedra hospodářské politiky VŠE Praha (e-mail: vladimir.tomsik@newton.cz)

Autor děkuje za cenné rady a připomínky k tomuto článku zejména Martinu Mandelovi a dále pak dvěma anonymním recenzentům, na jejichž připomínky a náměty však vzhledem k rozsahu článku nebylo možné vždy adekvátně reagovat.

Článek vznikl v rámci projektu GAČR 402/98/1498.

¹ Při empirické verifikaci funkcí exportu a importu byly použity vysvětlující proměnné, které v analýze vývoje zahraničního obchodu představují jak poptávkové, tak nabídkové faktory. Z tohoto důvodu modely závislosti importu a exportu na námi uvažovaných vysvětlujících proměnných je nutné definovat jako *importní* a *exportní funkci* (resp. *funkci importu* a *funkci exportu*), a ne – jak bývá obvyklé – jako *importní poptávku* či *exportní poptávku* (resp. *zahraniční poptávku po českém exportu*).

kde Ex_0 a Im_0 jsou autonomní export a import, im je mezní sklon k importu, ER je nominální měnový kurz, P a P_F je domácí a zahraniční cenová hladina, IR a IR_F je domácí a zahraniční úroková míra.

U keynesiánského pojetí funkcí zahraničního obchodu a celkové platební bilance je ještě nutné zdůraznit, že tento přístup považuje položky běžného účtu za autonomní položky platební bilance a položky finančního účtu za položky dopočítávané. Z hlediska statistiky jde o přístup „odshora dolů“.

Monetární pojetí funkcí zahraničního obchodu a celkové platební bilance zohledňuje i vývoj na peněžním trhu a dává do přímé souvislosti nerovnováhu na trhu peněz s vývojem zahraničního obchodu a celkové platební bilance:

$$BP \equiv \Delta R = \Delta[(1/m) L(P, Y, IR)] - \Delta D \quad (3)$$

resp.:

$$\Delta R = 1/m \cdot [\phi_3(\Delta Y) + \phi_4(\Delta P) - \phi_5(\Delta IR)] - \Delta D$$

kde Y představuje reálný důchod, P výši domácí cenové hladiny, IR domácí úrokovou míru, D domácí složku měnové báze (nově poskytnuté úvěry) a m měnový multiplikátor.

Vysvětlující proměnné exportu a importu monetárního přístupu tak odrážejí stav peněžního trhu dané země. Za podmínky, že subjekty neřeší nerovnováhu peněžního trhu nákupem či prodejem státních cenných papírů centrální bance nebo nákupem či prodejem zahraničních finančních aktiv, je změna importu a exportu zboží a služeb ovlivněna převisem či nedostatkem nabídky peněz oproti poptávce po penězích.

Modely založené na tomto přístupu považují za autonomní položky platební bilance položky na finančním účtu a naopak za dopočítávané položky považují položky běžného účtu platební bilance (včetně exportu a importu).

Na základě uvedených rozdílů ve vyrovnávacích procesech platební bilance je nutné k analýze funkcí zahraničního obchodu přistupovat prostřednictvím obou přístupů, tj. do standardní analýzy exportní a importní funkce – popsány v (1) – zabudujeme i proměnné reflektující situaci peněžního trhu.

Předchozí empirický výzkum funkcí zahraničního obchodu v českých podmínkách (Kreidl, 1995), (Kapička, 1997), (Hlušek – Singer, 1999) a (Komerční banka, 1999) nezohlednil výše diskutovaný monetární přístup k platební bilanci; tím došlo ke zkreslení odhadů elasticit exportní a importní funkce. Výjimkou je analýza provedená Tomášem Holubem (1996, resp. 1997); v ní autor mezi vysvětlující proměnné importní funkce zahrnul kromě proměnných vycházejících z důchodového přístupu k platební bilanci i proměnné odrážející monetární pojetí vyrovnávacích procesů platební bilance. Tuto analýzu importní funkce pak lze považovat za spojovací můstek mezi samostatně testovanými modely pojetí vyrovnávacích procesů platební bilance.

Tabulka 1 a 2 shrnují výsledky dosavadních empirických studií důchodové² a cenové elasticity exportu a importu. V tabulce importní elasticity je uvedena i citlivost importní funkce na situaci peněžního trhu a v neposlední řadě citlivost importní funkce na zvýšení HDP, které je doprovázeno ako-

² U důchodové elasticity importu se kombinují dva efekty – pozitivní důchodový efekt a záporný efekt vyvolaný nárůstem poptávky po penězích (při nezměněné výši jejich nabídky).

TABULKA 1 Elasticita importní funkce

	Kreidl	Kapička [ln rovnice]	Kapička [% přírůstky]	Hlušek & Singer	Holub	Holub
období	1/90–12/94	1/90–12/95	1/90–12/95	1/93–5/98	1/91–12/95	1/91–9/96
důchodová elasticita	1,0	0,905	1,724	0,35 ^a	1,36 (1,60 u PPI)	1,35 (1,66 u PPI)
cenová elasticita	1,5	1,587	1,025	3,37	0,74 (1,01 u PPI)	0,52 (0,95 u PPI)
elasticita peněžního trhu	–	–	–	0,38	0,80–0,82	0,69–0,76
důchodová elasticita v podmínkách akomodativní peněžní nabídky	–	–	–	0,73	2,19	2,35

poznámka: ^a Místo proměnné HDP byla použita proměnná maloobchodní obrát.

TABULKA 2 Elasticita exportní funkce

	Kreidl	Kapička [ln rovnice]	KB
období	1/90–12/94	1/90–12/95	1/94–9/98
důchodová elasticita	–	1,785	2,01
cenová (resp. kurzová) elasticita	krátkodobá 0,6 dlouhodobá 1,3	0,352	1,02

modativní (zohledňující vývoj ekonomiky) měnovou politikou centrální banky – centrální banka zvýší nabídku peněz ve stejné míře, v jaké vzrostl reálný důchod.

Specifikace vlastního modelu analýzy zahraničního obchodu

Při výzkumu importní a exportní funkce české ekonomiky v letech 1993–1998 jsme vycházeli v předkládaném modelu z již citovaných empirických výzkumů importní a exportní funkce provedených v podmínkách ČR. Explicitně tak vycházíme z původních modelů, jejichž platnost zkoušíme pro jiné období vývoje české ekonomiky. Navíc se v těchto modelech pokusíme kvantifikovat nejsilnější vzájemné zpoždění vysvětlované a vysvětlujících proměnných. Největším přínosem předkládaného výzkumu by měla být provedená ekonometrická kointegrační analýza, která popisuje dlouhodobý vzájemný vztah nestacionárních časových řad zahraničního obchodu v ČR.³

Do vlastního modelu importní a exportní funkce bylo z důvodu vyhnutí se problému podurčení (podspekifikace) modelu zahrnuto raději více vy-

³ Z důvodu poměrně velkého rozsahu provedené regresní a kointegrační analýzy pojednává tento příspěvek pouze o výzkumu a výsledcích statistické regresní analýzy. Kointegrační analýzou se bude zabývat v některém z příštích čísel časopisu Finance a úvěr navazující stať „Kointegrační analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998“.

světlujících proměnných. Do analýzy však byly zařazeny pouze takové proměnné, které v modelu nezpůsobí jeho multikolinearitu, tj. zhroucení modelu.

Základní model importu, ze kterého budeme při empirických testech vycházet, lze zapsat:

$$IMP = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 (P_{dom}/P_{import}) + \alpha_3 (M/P_{dom} - k \cdot Y) + \alpha_4 FDI + \alpha_5 DNY + AR(p) + \varepsilon \quad (4)$$

kde Y je reálný hrubý domácí produkt, P_{dom} index domácích cen, P_{import} index importních cen, M/P_{dom} reálná peněžní zásoba, k převrácená hodnota důchodové rychlosti oběhu peněžní jednotky [$k = 1/V_{(IR)}$], FDI výše přílivu přímých zahraničních investic, DNY počet pracovních dnů v měsíci, $AR(p)$ autoregresní proces importní funkce, tj. závislost importu v běžném období na zpožděných hodnotách importu, a ε stochastická chyba (reziduum).

Člen $(M/P_{dom} - k \cdot Y)$ v (4) představuje převis nabídky peněz nad poptávkou po nich. Z rovnice (4) lze vyčíst, že růst HDP má v modelu importní funkce dvojitý účinek: v duchu keynesiánského pojetí vyrovnávacího procesu platební bilance poptávku po importech zvyšuje, v monetárním pojetí však vede k nárůstu poptávky po reálných peněžních zůstatcích, snižuje převis na trhu peněz, a tudíž i import. Celkový vliv nárůstu HDP je pak dán rozdílem koeficientů $(\alpha_1 - k \cdot \alpha_3)$. Rovnici (4) lze pak zapsat do tvaru:

$$IMP = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 (P_{dom}/P_{import}) + \beta_3 (M/P_{dom}) + \beta_4 FDI + \beta_5 DNY + AR(p) + \varepsilon \quad (5)$$

kde $\beta_0 = \alpha_0$, $\beta_1 = (\alpha_1 - k \cdot \alpha_3)$, $\beta_2 = \alpha_2$, $\beta_3 = \alpha_3$, $\beta_4 = \alpha_4$ a $\beta_5 = \alpha_5$. Podobně specifikovaný model lze nalézt v (Holub, 1996).

Odhadovaná důchodová elasticita vypočtená z rovnice (5) vyjadřuje reakci importu na jednorázový růst (změnu) HDP za podmínky kombinace dvou efektů – pozitivního důchodového efektu a záporného efektu likvidity vyvolaného nárůstem poptávky po penězích (při nezměněné výši jejich nabídky). Pokud by však centrální banka zohlednila zvýšení HDP stejným procentním zvýšením peněžní zásoby, byl by výsledek růstu importu dán součtem odhadované důchodové a peněžní elasticity $(\beta_1 + \beta_3)$.

U proměnné přímé zahraniční investice (FDI) lze v případě transformující se ekonomiky očekávat silnou vzájemnou souvislost s importem v důsledku modernizace a výstavby nového průmyslu.

V neposlední řadě je nutné do modelu importu (ale i exportu) zařadit vysvětlující proměnnou počet pracovních dnů v měsíci; tato proměnná přepočte výši importu (exportu) na jeden pracovní den, čímž dojde ke statistickému vylepšení dat. Připomeňme, že počet pracovních dnů v modelu představuje čistě statistický, nikoliv fundamentální faktor.

Základní model exportu, ze kterého budeme při empirických testech vycházet, lze zapsat ve tvaru:

$$EXP = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{zahr} + \alpha_2 (P_{zahr}/P_{export}) + \alpha_3 ER - \alpha_4 (M/P_{dom} - k \cdot Y) + \alpha_5 NEZ + \alpha_6 DNY + AR(p) + \varepsilon \quad (6)$$

kde Y_{zahr} je reálný hrubý domácí produkt v zahraničí, Y reálný hrubý domácí produkt v domácí ekonomice, P_{zahr} index cen v zahraničí, P_{export} index

exportních cen, M/P_{dom} reálná peněžní zásoba v domácí ekonomice, k převrácená hodnota důchodové rychlosti oběhu peněžní jednotky [$k = 1/V_{(IR)}$], NEZ míra nezaměstnanosti, a tím i restrukturalizace ekonomiky, DNY počet pracovních dnů v měsíci, $AR(p)$ autoregresní proces exportní funkce, tj. závislost exportu v běžném období na zpožděných hodnotách exportu, a ε stochastická chyba (reziduum).

Člen $(M/P_{dom} - k \cdot Y)$ opět představuje převis nabídky peněz nad poptávkou po nich. Do modelu exportní funkce byl zařazen z toho důvodu, že předpokládáme určitou vzájemnou vazbu mezi nerovnováhou peněžního trhu a exportem (monetární pojetí vyrovnávacího procesu platební bilance). Nárůst domácího HDP vede k nárůstu poptávky po reálných peněžních zůstatcích, na trhu peněz dochází k převisu poptávky peněz nad jejich nabídkou. Tato situace zvyšuje export, protože ekonomické subjekty z důvodu obnovení rovnováhy svých reálných peněžních zůstatků snižují spotřebu a výrobci jsou nuceni nespotřebovanou část domácí produkce přesměrovat na export. Naopak převyšuje-li nabídka peněz poptávku po nich, dochází ke snížení exportu. Nabídka peněz (M) je dána centrální bankou a výše poptávky po nich je dána výší důchodu (Y) a úrovní cenové hladiny (P). V našem modelu pak můžeme definovat negativní závislost exportu na situaci peněžního trhu, tj. členu $(M/P_{dom} - k \cdot Y)$. Je-li však nárůst HDP centrální bankou plně zohledněn, pak by nemělo smysl tento člen uvažovat.

Vysvětlující proměnná nezaměstnanost (NEZ) aproximuje postup restrukturalizace v průmyslovém sektoru ČR. Zde je třeba varovat před zjednodušeným pojmáním vztahu mezi nezaměstnaností a vývozy. Nelze totiž zjednodušeně tvrdit, že propouštění zlepšuje exportní výkonnost našich podniků – o tomto problému pojednává stať (Hlušek – Singer, 1999).

Analýza funkcí zahraničního obchodu byla provedena ve dvou krocích:

1. Za účelem kvantifikace vlivů jednotlivých vysvětlujících proměnných na import a export byla provedena standardní regresní analýza diferencovaných časových řad (stacionarizovaných řad) – což je předmětem této stati.
2. Pro vyslovení závěru o dlouhodobé závislosti daných časových řad a jejich rovnováhy byla provedena *úrovňová (kointegrační) analýza* (bez odstraňování trendu). Jedná se o ekonometrický přístup zabývající se kointegrací časových řad a konstrukcí modelů *Error Correction*.⁴

V empirické analýze byla použita data z oficiálních pramenů (převážně ze zdrojů ČSÚ a ČNB) za období leden 1993 až prosinec 1998. Většina dat byla dostupných v časové periodě jednoho měsíce, výjimkou jsou data hrubého domácího produktu a přímých zahraničních investic, která jsou publikována čtvrtletně. Tato čtvrtletní data byla však pomocí geometrického průměru převedena na měsíční údaje, čímž bylo možné v celém výzkumu pracovat s měsíčními časovými řadami.

Problémem každé empirické studie je volba vhodných dat, zejména u cenových indexů a měnových agregátů. ČNB používá jako ukazatel růstu měnové zásoby agregát M2; proto byl tento agregát použit i v předkládaném výzkumu. U volby domácího cenového indexu existují v podstatě tři možnosti – index spotřebitelských cen (CPI), index cen průmyslových výrobců

⁴ Výsledky tohoto výzkumu budou popsány v stati „Kointegrační analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998“ – viz pozn. 3.

(PPI) a deflátor HDP. Index spotřebitelských cen a deflátor HDP v sobě zahrnují i ceny neobchodovatelných statků, které nemají na konkurenceschopnost zahraničního obchodu žádný vliv; proto je v předkládaném výzkumu použit index cen průmyslových výrobců PPI, avšak pro úplnost analýzy byla testována i závislost na CPI.⁵

Proměnná měnový kurz *ER* byla určena složením měnového koše 65 % CZK/DEM a 35 % CZK/USD. Pro očištění dat od kurzových šoků z února 1996 a května 1997 byly do modelu zařazeny dvě dummy proměnné *D2_96* a *D5_97*, které reprezentovaly šoky v podobě rozšíření fluktuačního pásma kurzu koruny z 0,5 % na $\pm 7,5$ % kolem centrální parity (*D2_96*) a změnu kurzového režimu s následnou skokovou depreciací měny (*D5_97*).

Statistická analýza

V regresní analýze byly použity meziroční procentní přírůstky měsíčních dat, což alespoň částečně zmírnilo problém nestacionarity a kointegrace časových řad (jemu bude věnována větší pozornost v avizované – viz pozn. 3 – ekonomické kointegrační analýze). Diferenci časových řad odstraníme trend; tím sice ztrácíme informace o dlouhodobých vlastnostech časové řady, ale tyto vlastnosti budou zkoumány později. Navíc diferenci časových řad jsme se vyhnuli problému vzniku zdánlivé regrese.

Výzkum se snažil nejen popsat hlavní determinanty celkové importní a exportní funkce ČR, ale vystihnout i rozdíly v intenzitě působení stejných vysvětlujících proměnných na sdruženou komoditní skupinu výrobků určených převážně k osobní spotřebě (SITC 0, 1, 4, 8) a sdruženou komoditní skupinu importu a exportu surovin, paliv, materiálu a polotovarů (SITC 2, 3, 5, 6).

Zde definovaný regresní model funkce importu a exportu je odhadován v procentních přírůstcích, z čehož vyplývá, že odhadnuté regresní koeficienty přímo značí elasticity.⁶

Regresní analýza importu

Výsledky regresní analýzy importu (a exportu) jsou prezentovány pouze ve formě *tabulek 3 a 4*.⁷

⁵ Ve výzkumu je použit vždy stejný cenový index jak pro výpočet proměnné cenové konkurenceschopnosti, tak pro deflování nominální peněžní zásoby. Jeden z recenzentů upozornil autora, že v případě monetaristického vyrovnávacího procesu by bylo vhodnější, kdyby peněžní zásoba byla deflována co nejširším cenovým indexem, protože poptávka po penězích závisí na všech transakcích v ekonomice, tj. i na transakcích s neobchodovatelnými statky. Autor tuto poznámku považuje za správnou, avšak do provedeného výzkumu ji již nestačil zahrnout.

⁶ Pro úplnou přesnost je nutné uvést, že z důvodu výskytu zpožděných hodnot vysvětlované proměnné v našich odhadech importní a exportní funkce jsme tak automaticky odhadli krátkodobé i dlouhodobé elasticity zahraničního obchodu. Avšak vzhledem k tomu, že součet koeficientů u zpožděné vysvětlované proměnné vychází ve všech prezentovaných odhadech velmi blízko nule, dlouhodobé a krátkodobé elasticity se v podstatě rovnají a v předkládaném výzkumu nejsou mezi sebou odlišovány.

⁷ Podrobnější popis regresní rovnice, výsledky celkového *F*-testu a Durbinovu-Watsonovu statistiku lze nalézt v (Tomšík, 1999).

TABULKA 3 Hodnoty regresních koeficientů importní analýzy (za index růstu cen zvolen index spotřebitelských cen)

proměnná importní funkce	β_1	(β_1)	β_3	$\beta_1 + \beta_3$	β_2	β_4	β_5	R^2
	HDP	průmysl	$M2/CPI$		CPI/P_{import}	FDI	pracovní dny	
celkový <i>IMP</i>	1,10	1,51	2,29	3,39	<i>1,01</i>	<i>-0,004</i>	0,32	0,725
<i>IMP_0148</i>	0,95	<i>0,88</i>	1,50	2,45	<i>0,58</i>	<i>0,01</i>	0,31	0,740
<i>IMP_2356</i>	1,44	<i>0,74</i>	3,32	4,76	2,05	<i>-0,006</i>	0,21	0,742

poznámka: Půlčtučně jsou zapsány regresní koeficienty, které jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti. Naopak kurzívou jsou zapsány koeficienty, které v regresním modelu vyšly nevýznamné.

TABULKA 4 Hodnoty regresních koeficientů importní analýzy (za index růstu cen zvolen index cen průmyslových výrobců)

proměnná importní funkce	β_1	(β_1)	β_3	$\beta_1 + \beta_3$	β_2	β_4	β_5	R^2
	HDP	průmysl	$M2/PPI$		PPI/P_{import}	FDI	pracovní dny	
celkový <i>IMP</i>	1,14	1,51	3,28	4,42	<i>2,18</i>	<i>-0,002</i>	0,26	0,757
<i>IMP_0148</i>	0,92	<i>0,90</i>	2,45	3,37	<i>1,70</i>	0,01	0,26	0,761
<i>IMP_2356</i>	1,15	1,15	3,37	4,52	<i>1,86</i>	<i>-0,005</i>	0,22	0,754

poznámka: Půlčtučně jsou zapsány regresní koeficienty, které jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti. Naopak kurzívou jsou zapsány koeficienty, které v regresním modelu vyšly nevýznamné.

Index determinace (R^2) ukazuje, že zvolený model importní funkce byl relativně slušně schopen vysvětlit vývoj celkového importu, importu výrobků určených převážně k osobní spotřebě (*IMP_0148*) a importu surovin, paliv, materiálu a polotovarů (*IMP_2356*). Naopak tato analýza „selhala“ při vysvětlení funkce importu nejvýznamnější komoditní skupiny (samostatné skupiny strojů a přepravních zařízení SITC 7).⁸ Z toho plyne, že za hlavní determinanty importu skupiny SITC 7 nelze považovat pouze zvolené standardní vysvětlující proměnné importu, ale i nějaké další faktory, které by lépe vysvětlily funkci importu strojů a dopravních zařízení. V této souvislosti se nabízí myšlenka závislosti importu této skupiny na faktorech, jako je např. privatizace spojená s předpokládanou modernizací výrobních zařízení podniků nebo zapojení českých strojírenských a automobilových podniků do mezinárodních podnikatelských sítí a z toho pak vyplývající větší spolupráce v dodávkách a subdodávkách pro vlastní výrobu. Přímým důkazem tohoto zapojení může být investice koncernu Volkswagen do Škody Mladá Boleslav, kde tento závod po fúzi s VW začal nejen modernizovat své výrobní linky pro výrobu nových automobilů, ale zároveň začal ze zahraničí dovážet mnoho výrobních komponentů. Dále je vhodné zdůraznit, že v analýze importní funkce této komoditní skupiny SITC 7 vyšel statisticky nevýznamný koeficient cenové elasticity (resp. regresního koeficientu poměru domácích a importních cen). Tento výsledek však není příliš překvapivý, protože se dalo očekávat, že ekonomické subjekty, které se rozhodnou do-

⁸ Koeficient determinace regresní analýzy importní funkce skupiny SITC 7 vycházel pod 50 %. Podrobnější výsledky regresních odhadů importní funkce samostatných SITC-skupin jsme zde neuvedli z důvodu rozsahu stati. Čtenáře opět odkazujeme na (Tomšík, 1999).

vážet stroje a dopravní zařízení – zboží investiční povahy a dlouhodobé spotřeby –, několikaprocentní změna ceny tohoto zboží již od jejich nákupu (realizace importu) nemůže odradit. Navíc velká část dovozů skupiny SITC 7 do ČR měla v minulosti povahu dovozu ekologických zařízení, což byly investice, které bezprostředně nesouvisely s vývojem HDP či se situací na peněžním trhu a ani s měnovým kurzem.

U všech vysvětlujících proměnných (kromě proměnné přímé zahraniční investice) bylo zjištěno znaménko, které odpovídá teoretické analýze importní funkce. Výjimkou je pouze proměnná přímé zahraniční investice, u které byla zjištěna negativní korelace s importem. Zjištěnou negativní závislost si vysvětlujeme tak, že přímá zahraniční investice sice silně, ale pouze jednorázově, a to v období své realizace, zatíží import (tzn. lze mezi nimi pozorovat kladnou závislost), ale dlouhodobě přímé zahraniční investice (FDI) spíše nahrazují import,⁹ což by v konečném důsledku znamenalo převážení negativní statistické závislosti ve vztahu mezi importem a FDI. Negativní závislost tak vysvětlujeme možná až příliš optimistickým předpokladem, že zahraniční kapitál podpoří domácí výrobu statků a služeb, které musely být do té doby dováženy (jedná se o investice nepodporující import).

Velmi podstatný závěr z celého výzkumu je potvrzení statistické významnosti u obou hlavních vysvětlujících proměnných – důchodu a reálné peněžní zásoby. Tato situace svědčí o tom, že při analýze importní funkce (a tím vlastně i vyrovnávacích procesů platební bilance) je nutné uvažovat současné působení jak keynesiánského pojetí vyrovnávacích procesů platební bilance (závislost importu na důchodu), tak i monetární pojetí těchto vyrovnávacích procesů platební bilance (tj. závislost importu na peněžním trhu). Z regresní analýzy importu vyplývá, že při růstu HDP o 1 % dojde k růstu importu o 0,95–1,44 % (resp. o 0,92–1,15 % při analýze s indexem PPI). Avšak tento růst importu je výsledkem současného působení dvou efektů: pozitivního důchodového efektu (keynesiánský přístup) a záporného efektu vyvolaného nárůstem poptávky po penězích při nezměněné výši jejich nabídky (monetární přístup). Pokud však centrální banka zohledňuje zvýšení HDP stejným procentním zvýšením peněžní zásoby, je výsledkem nárůst importu o 2,45–4,76 % (resp. o 3,37–4,52 % při analýze s indexem PPI). Na základě této analýzy pak lze tvrdit, že při analýze funkce importu nelze přehlížet stav na peněžním trhu, jinak řečeno: nelze ignorovat monetární přístup k procesu vyrovnání platební bilance.¹⁰

Vzhledem k tomu, že v období IIQ/1993–VIII/1996 byla měnová politika ČNB spíše expanzivní (každoroční přírůstek měnové zásoby překračoval předem stanovené pásmo růstu M2), lze konstatovat, že hlavní příčinou nárůstu importu v době rostoucí vnější ekonomické nerovnováhy byl růst domácí poptávky, nikoliv reálné zhodnocování měny. Důkazem toho je sku-

⁹ Z hlediska vnější ekonomické rovnováhy by bylo velice žádoucí, kdyby se podařilo prokázat, že většina přímých zahraničních investic směřuje do odvětví, která lze charakterizovat omezením importu (a nejlépe zároveň i jako podporující budoucí export) v dlouhém období.

¹⁰ Čtenáře je vhodné upozornit na tu skutečnost, že při interpretaci relativního významu jednotlivých proměnných při vysvětlování funkcí zahraničního obchodu je nutné brát v úvahu i variabilitu daných vysvětlujících proměnných. Pokud má nějaká proměnná vysoký koeficient, ale téměř se v čase nemění, pak dokáže vysvětlit jen malou část z pozorovaných změn vysvětlované veličiny.

tečnost, že hodnota regresoru vyjadřujícího závislost importu na celkové domácí poptávce ($\beta_1 + \beta_3$) byla dvoj- až trojnásobně větší než hodnota regresoru zastupujícího cenovou konkurenceschopnost importu (β_2).

V roce 1998 v souvislosti s realizací nového měnového programu v podobě cílování inflace došlo ke změně měnové politiky ČNB – k nastolení měnové restriktive s cílem dosáhnout předem stanoveného maximálního růstu cen. Měnovou politiku v roce 1998 tak již nelze dále považovat za akomodativní,¹¹ a tudíž závislost importu na vývoji domácí poptávky lze aproximovat regresorem β_1 . Zajímavé je, že u analýzy celkového importu a importu skupiny SITC_0148 byla při volbě domácího cenového indexu CPI hodnota regresoru β_1 stále ještě větší než hodnota regresoru β_2 . Avšak ve všech ostatních případech (tj. při analýze importu skupiny SITC_2356 a funkce importu samostatných SITC skupin s indexem cen průmyslových výrobců) již byla hodnota regresoru změny HDP (β_1) menší než hodnota regresoru cenové konkurenceschopnosti (β_2). Z toho vyplývá, že při neakomodativní měnové politice má reálné zhodnocování měny velký vliv na vývoj importu.

Regresní analýza exportu

Při regresním odhadu funkce českého exportu jsme postupovali obdobně jako u výše popsané analýzy funkce importu.

Ve výzkumu jsme zkusili několik variant odhadu exportní funkce v závislosti na volbě zahraničního důchodu mezi hrubým domácím produktem a průmyslovou výrobou (průmyslovou výrobou Spolkové republiky Německo anebo celé Evropské unie). Zároveň jsme ve výběru cenových indexů volili mezi domácím a zahraničním indexem spotřebitelských cen a domácím a zahraničním indexem cen průmyslových výrobců. Pokud jsme za zahraniční důchod zvolili důchod v EU, pak za index růstu cen jsme brali index růstu světových cen. A pokud jsme za zahraniční důchod zvolili důchod v SRN, pak za index růstu cen jsme považovali buď index cen spotřebitelů v SRN, nebo index růstu cen německých průmyslových výrobců.

Výsledky hlavních regresních koeficientů analýzy funkce celkového českého exportu jsou shrnuty v *tabulce 5*.

Výše prezentovaný model analýzy funkce celkového českého exportu dokázal vysvětlit kolísání exportu zhruba ze 60 %, což je ve srovnání s analýzou importu slabší výsledek.¹²

U regresních koeficientů důchodu, kurzu a peněžního trhu vyšlo správné znaménko závislosti, které odpovídá teoretickému definování modelu exportní funkce. V případě testů závislosti exportní funkce na důchodu SRN vyšlo správné i znaménko závislosti u cenového regresního koeficientu, avšak v případě použití důchodu celé Evropské unie a indexu světových cen již tato závislost teoretickému modelu závislosti exportu neodpovídala. V tomto případě však byly koeficienty statisticky nevýznamné.

¹¹ Pro objektivnost uvedme, že restriktivní měnová politika byla realizována již od srpna 1996 v souvislosti se snahou ČNB potlačit vysokou domácí poptávku a zmírnit tak problém vnější nerovnováhy.

¹² Závěr slabšího vysvětlení funkce českého exportu než funkce českého importu je shodný s výsledky některých předešlých výzkumů – viz např. výzkum Kreidla (1995), v kterém index determinace R^2 u výzkumu funkce českého exportu vyšel 54 %.

TABULKA 5 Hodnoty regresních koeficientů funkce celkového českého exportu

důchod	HDP_SRN	HDP_SRN	HDP_EU	HDP_EU
cenový index	CPI	PPI	CPI	PPI
důchodový regresor	3,19–3,74	<i>2,41</i>	5,29–11,12	6,18–10,59
cenový regresor	4,05	2,51	<i>–0,02</i>	<i>–0,02</i>
kurzový regresor	1,12	1,81	1,35	1,30
regresor peněžního trhu	<i>–0,06</i>	<i>–0,01</i>	<i>–0,06</i>	<i>–0,01</i>

poznámka: Půlčtučně jsou zapsány regresní koeficienty, které jsou statisticky významné na 5% (resp. 10%) hladině významnosti. Naopak kurzívou jsou zapsány koeficienty, které v regresním modelu výšy nevýznamné.

Zajímavý výsledek prezentují důchodové regresní koeficienty, které vyšly velice vysoké (u samostatných SITC skupin od 2,41 až po 11,12) a zároveň statisticky významné (až na jeden případ, kdy byl tento koeficient nejmenší). Ve většině případů tyto koeficienty převyšovaly ostatní koeficienty závislosti (cenový, kurzový a peněžního trhu), což svědčí o velice silné závislosti českého exportu na vývoji zahraničního důchodu.

Vysoký byl zároveň i cenový regresní koeficient, který v některých případech jako jediný převýšil důchodový regresní koeficient. Celkově tak lze říci, že vývoj souhrnného českého exportu je poměrně silně závislý zejména na dvou faktorech: zahraničním důchodu a vývoji poměru zahraničních cen a cen exportu.

Kurzový regresní koeficient byl jako jediný koeficient ve všech případech analýzy českého exportu statisticky významný. Jeho výše se pohybovala v rozmezí 1,12–1,81, což znamená, že při zvýšení kurzu o 1 % (při znehodnocení kurzu o 1 %) dojde ke zvýšení exportu v průměru asi o 1,5 %.

Model prokázal ve všech případech analýzy negativní závislost růstu exportu na převisu nabídky peněz nad její poptávkou, tj. závislost exportu na situaci peněžního trhu. Avšak tato závislost byla velice slabá (od –0,06 po –0,01), i když ve dvou případech statisticky významná. Tímto závěrem model staví do pozadí monetární přístup k vývoji exportu. Vzhledem k tomu, že hodnota tohoto regresního koeficientu je velmi malá, je vcelku bezpředmětné provádět diskuzi ohledně realizace české měnové politiky a jejího vlivu na export.

Ve všech případech vyšla negativní závislost mezi růstem nezaměstnanosti a růstem exportu. Původní záměr zařazení této vysvětlující proměnné (vývoj nezaměstnanosti) do modelu exportní funkce byl motivován snahou ověřit výsledky výzkumu Hluška a Singera (1999), kteří se snažili zařazením proměnné nezaměstnanost do modelu funkce exportu popsat vývoj restrukturalizace české podnikové sféry a její vliv na vývoj exportu. Zároveň jsme se pokusili analýzu funkce exportu výše uvedených autorů doplnit o jiné vysvětlující proměnné a provést výzkum na delší časové řadě. Je logické se domnívat, že s růstem nezaměstnanosti dochází i k restrukturalizaci českého průmyslu, což by mělo podpořit vývoj českého exportu. Z tohoto důvodu jsme v modelu předpokládali kladnou závislost mezi růstem nezaměstnanosti a růstem českého exportu. Empirický výsledek však byl zcela opačný, růst nezaměstnanosti vedl k poklesu exportu, což implikuje myšlenku, že růst nezaměstnanosti bohužel není pouze odrazem restrukturalizace podnikové sféry, ale spíše odráží pokles výroby, a tím i exportu.

Jedinou útěchou může být, že tento koeficient vyšel ve všech případech analýzy statisticky nevýznamný.

Oproti tomu ve všech případech statisticky významný a s kladnou závislostí vyšel koeficient počtu pracovních dnů. Vzájemně pozitivní vazba mezi počtem pracovních dnů v měsíci a výší exportu je celkem logická, poněvadž s vyšším fondem pracovní doby (dáno počtem pracovních dnů) roste i výroba a export.

Poslední věcí, na kterou je vhodné upozornit, je provedení odhadů regresní funkce závislosti exportu na vývoji zahraničního průmyslu (jak v SRN, tak v EU) namísto závislosti na vývoji HDP. Analýza ukázala, že závislost exportu na vývoji zahraničního průmyslu poskytuje v některých případech statisticky lepší výsledky než analýzy exportu v závislosti na vývoji HDP.

Závěr

Provedená analýza importní funkce prokázala, že na vývoj importu má vliv nejen vývoj domácího důchodu a cen (včetně kurzových vlivů na vývoj importních cen), ale i situace na peněžním trhu. Důchodová elasticita jak jednotlivých komoditních skupin importu, tak celkového importu byla ve většině případů analýzy nižší než cenová elasticita. Jednoduché srovnání těchto dvou elasticit by tak vedlo k závěru, že cenový vývoj společně s kurzovým vývojem byly hlavními determinanty vývoje importu ČR ve zkoumaném období 1993–1998. Zde je však nutné mít na paměti, že důchodová elasticita importu ilustruje reakci importu na zvýšení důchodu při kombinaci pozitivního důchodového efektu a záporného efektu likvidity. Pozitivní důchodový efekt prostřednictvím mezního sklonu k importu způsobuje při růstu důchodu navýšení importu. Proti tomu působí záporný efekt likvidity, který je vyvolán nárůstem poptávky po penězích při nezměněné výši peněžní nabídky (nárůst poptávky po penězích při růstu důchodu vyplývá z transakčního motivu držby peněz). Výsledný dopad na vývoj importu je v tomto případě popsán pouze důchodovou elasticitou importu (bez ohledu na vývoj peněžního trhu).

Kdyby centrální banka prostřednictvím plně akomodativní měnové politiky přizpůsobila nabídku peněz poptávce po nich, efekt likvidity by se neprojevil a skutečná závislost importu na domácí poptávce by byla dána součtem důchodové elasticity a elasticity peněžního trhu. Výsledky naší analýzy pak v takovémto případě ukazují, že hlavní příčinou vývoje importu v ČR v letech 1993–1998 nebyl cenový a kurzový vývoj, ale vývoj domácí poptávky (dáno situací na peněžním trhu a vývojem důchodu).

U analýzy funkce celkového českého exportu vyšla nejvyšší elasticita cenová společně s elasticitou důchodovou. Nižší citlivost českého exportu byla zaznamenána u kurzových změn. Poslední zkoumaná elasticita – elasticita peněžního trhu – byla v případě exportní analýzy zcela zanedbatelná. Analýza funkce celkového českého exportu tak ukázala, že český export je velmi silně ovlivněn vývojem zahraničního důchodu a poměrem vývoje zahraničních a exportních cen, méně pak již kurzovým vývojem.

Tato analýza nepotvrdila relevantnost situace na trhu peněz pro vývoj exportu, a tím ani nepotvrdila fungování monetárního vyrovnávacího procesu platební bilance. Zcela opačný závěr, tj. potvrzení důležitosti vývoje situace

na trhu peněz pro vývoj importu, a tím i potvrzení fungování monetárního pojetí platební bilance, vyplývá z analýzy importní funkce.

Indexy determinace nevykazovaly příliš vysokou vypovídací schopnost jednotlivých modelů (zejména při analýze jednotlivé komoditní struktury českého exportu). Z tohoto důvodu je nutné výše prezentované závěry brát s určitou rezervou. Nicméně jsme se alespoň pokusili nejen poukázat na hlavní determinanty vývoje celkové importní a celkové exportní funkce, ale i kvantifikovat vlivy důchodu, cen, kurzu a měnového trhu na import a export jednotlivých komodit zahraničního obchodu. A právě při podrobnější analýze jednotlivé komoditní struktury vznikl největší problém, protože jsme se snažili vysvětlit a kvantifikovat vývoj dezagregovaných komoditních SITC-skupin zahraničního obchodu v závislosti na vývoji agregovaných veličin, jako byl důchod, průmyslová výroba, ceny v celém hospodářství, ceny celkového importu a exportu či vývoj na celém peněžním trhu.

LITERATURA

BILSON, J. F. O. (1978): The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence. *IMF Staff Papers*, vol. 25, 1978, pp. 49–75.

BOX, G. E. P. – JENKINS, G. M. (1970): *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco, Holden-Day, 1970.

FRAIT, J. (1996): *Mezinárodní peněžní teorie*. VŠB-TU Ostrava, 1996.

FRENKEL, J. A. – JOHNSON, H. G. (eds.) (1976): *The Monetary Approach to the Balance of Payments*. London, Allen and Unwin and Toronto, University of Toronto Press, 1976.

HLUŠEK, M. – SINGER, M. (1999): Možnosti modelování vývozu a dovozu v období restrukturalizace. *Finance a úvěr*, 1999, č. 3, ss. 143–156.

HOLUB, T. (1996): Analýza poptávky po importu v ČR. *Finance a úvěr*, 1996, č. 9, ss. 511–519.

HOLUB, T. (1997): Analysis of import demand in the Czech Republic. *Prague Economic Papers*, 1997, no. 3, pp. 268–276.

JOHNSON, H. G. (1972, 1976): *Further Essays in Monetary Economics*. London, Allen and Unwin, 1972 and 1976.

JOHNSON, H. G. (1977): The Monetary Approach to the Balance of Payments, A Nontechnical Guide. *Journal of International Economics*, vol. 7, 1977, pp. 251–268.

KAPIČKA, M. (1997): Vývoj obchodní bilance v letech 1993–96. *Finance a úvěr*, 1997, č. 3, ss. 163–175.

Komerční banka (1999): *Hospodářské trendy*, únor 1999.

KREIDL, V. (1995): Analýza české importní a exportní poptávky. *Finance a úvěr*, 1995, č. 12, ss. 695–708.

MAGEE, S. P. (1976): The Empirical Evidence on the Monetary Approach to the Balance of Payments and Exchange Rates. *The American Economic Review Papers and Proceedings*, 1976, pp. 165–170.

MANDEL, M. (1994): Cenové elasticity poptávkových křivek v zahraničním obchodě a jejich vliv na saldo obchodní bilance a devizový kurs (na příkladě Československa v letech 1990–1992). *Finance a úvěr*, 1994, č. 2, s. 60–68.

POLAK, J. J. (1957–1958): Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems. *IMF Staff Papers*, vol. VI, 1957–58, pp. 1–50.

TOMŠÍK, V. (1999): *Výrovnávací procesy platební bilance a analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998*. (Disertační práce.) VŠE Praha, 1999.

SUMMARY

JEL Classification: C51, F17, F47

Keywords: elasticity of import – elasticity of export – trade balance – monetary approach to the balance of payments – Keynesian (income) approach to the balance of payments

Regression Analysis of Foreign Trade in the CR in 1993–1998

Vladimír TOMŠÍK – Research Department, Newton Holding a.s.; Department of Economic Policy, University of Economics, Prague

This paper presents regression analyses of import and export functions in the Czech Republic from 1993 to 1998. The first part of the article summarizes the standard Keynesian income approach to the balance of payments. This traditional theory is considered alongside the theory of the monetary approach. The author creates his own regression import and export function models, in which he uses, besides traditional variables (GDP, exchange rate, domestic and foreign inflation, import and export prices), such variables as real money supply, foreign direct investment, unemployment data and number of working days. The results imply that domestic demand growth, represented by the combined effects of GDP and money supply growth, is the most important factor in explaining import dynamics.